



INSTITUTO SUPERIOR DE CONTABILIDADE  
E ADMINISTRAÇÃO DE COIMBRA

# **Eficiência no Mercado Ibérico de Títulos: Evidência na Forma Fraca**

Dissertação de Mestrado em Análise Financeira

por

Danielton da Conceição Silva

Coimbra, 2012

# Eficiência no Mercado Ibérico de Títulos: Evidência na Forma Fraca

Orientação: Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Ana Paula Quelhas

Dissertação com vista à obtenção do Grau de Mestre em Análise  
Financeira pelo Instituto Superior de Contabilidade e  
Administração Coimbra



# Agradecimentos

A concretização deste trabalho de dissertação só foi possível graças à contribuição e colaboração de várias pessoas, às quais gostaria de deixar umas palavras de agradecimento.

Em primeiro lugar, agradeço à Professora Dr.<sup>a</sup> Ana Paula Quelhas por ter aceitado a orientação deste trabalho e pela ajuda e disponibilidade demonstrada ao longo da realização deste trabalho.

Agradeço também a todos os professores do mestrado pelos preciosos ensinamentos transmitidos e aos colegas de mestrado pelo convívio e amizade, em especial ao Aricson Cruz pelas palavras de incentivo e pela sua grande amizade.

À minha família, em especial aos meus pais, à minha irmã Isanilda e ao meu irmão Helder, pela força, paciência, carinho e apoio incondicional manifestadas ao longo da execução deste trabalho.

A todos os outros que de uma forma ou de outra estiveram envolvidos na realização deste trabalho ou o tornaram possível, o meu sincero agradecimento.



# Resumo

A forma fraca da Hipótese de Eficiência de Mercado (HEM) é das três formas de eficiência propostas por Fama (1970) aquela que tem sido mais testada ao longo do tempo, em grande parte devido à disponibilidade de informação relativa aos dados históricos dos títulos. De acordo com esta hipótese, é impossível obter ganhos anormais através de estratégias de investimento com base em padrões dos preços passados.

O objectivo deste trabalho é o de testar a hipótese de eficiência de mercado, na sua forma fraca, tendo por base os dois principais índices de acções do mercado de capitais ibérico — o índice de acções português (Portuguese Stock Index, PSI-20) e o índice de acções espanhol (Spanish Stock Index, IBEX-35) — no período compreendido entre Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010. Para tal, recorre-se a uma metodologia baseada em quatro testes para analisar a hipótese de passeio aleatório: teste de correlação linear, teste de sequências, teste de raiz unitária e teste do rácio de variância. Todos estes testes foram realizados através dos *softwares* estatísticos EVIEWS 7.0 e SPSS 17.0.

Os testes efectuados reportam resultados empíricos mistos. Apesar da hipótese de passeio aleatório ser suportada pelo teste de correlação linear, para as rendibilidades diárias dos dois índices de acções, e pelo teste de sequências para as rendibilidades diárias em relação ao IBEX-35, verifica-se que existem fortes evidências que conduzem à rejeição desta hipótese. Por conseguinte, a hipótese de eficiência na forma fraca também é rejeitada para os dois mercados bolsistas.

**Palavras-chave:** Hipótese de eficiência de mercado, passeio aleatório, correlação, raiz unitária, sequências, rácio de variâncias.

# Abstract

The weak form of Efficient Market Hypothesis (EMH) belongs to the three forms of efficiency proposed by Fama (1970). It is the one that has been mostly tested over time, due to the large availability of historical data. According to this hypothesis, it is not possible to earn abnormally high profits using investment strategies based on historical share prices.

The main goal of this thesis is to test the EMH efficient market hypothesis, in the weak form, of the two major stock indexes of the Iberian capital markets which includes the Portuguese Stock Index (PSI-20) and the Spanish Stock Index (IBEX-35) over the period from January 1991 to December 2006. For this purpose, it uses a methodology based on five tests to investigate the random walk hypothesis, namely the correlation test, runs test, unit root test and variance ratio test using Eviews 7.0 and SPSS 17.0 statistical softwares.

The results provide mixed evidence. Despite the random walk hypothesis is supported by correlation test for the daily returns of two stock indexes, and by runs test for the daily returns over the IBEX-35, it can be seen that there are strong evidences to reject this hypothesis. Therefore, the hypothesis of weak form efficiency is also rejected.

**Keywords:** Efficient market hypothesis, random walk, correlation, unit root, runs, variance ratios.

# Índice

<b>Introdução .....</b>	<b>1</b>
1.1 Considerações .....	1
1.2 Objectivo .....	2
1.3 Estrutura do trabalho .....	2
 <b>Hipótese de eficiência de mercado .....</b>	 <b>4</b>
2.1 Conceito de mercado eficiente: âmbito e evidência .....	5
2.2 Teoria de passeio aleatório .....	6
2.3 Contribuição de Eugene Fama (1970) .....	7
2.3.1 Níveis de eficiência .....	9
2.3.2 Condições compatíveis com a eficiência de mercado .....	11
2.4 Críticas à hipótese de eficiência de mercado e a emergência das finanças comportamentais.....	11
2.5 Estudos empíricos à forma fraca de eficiência .....	13
 <b>Dados e metodologia.....</b>	 <b>16</b>
3.1 Dados .....	16
3.2 Metodologia.....	19
3.2.1 Testes estatísticos ao modelo de passeio aleatório .....	20
 <b>Resultados empíricos.....</b>	 <b>28</b>
4.1 Propriedades estatísticas das taxas de rendibilidade.....	28
4.2 Teste de correlação linear .....	32
4.3 Teste de sequências .....	34



4.4 Teste de raiz unitária.....	36
4.4.1 Teste ADF.....	36
4.4.2 Teste KPSS.....	38
4.5 Teste do rácio de variância .....	40
<b>Conclusão.....</b>	<b>43</b>
<b>Referências bibliográficas.....</b>	<b>44</b>

# Lista de Tabelas

Tabela 1- Estatísticas descritivas das taxas de rendibilidade diárias: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

Tabela 2 - Coeficientes de autocorrelação das rendibilidades diárias e mensais: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

Tabela 3 - Resultado do teste de sequências: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

Tabela 4 - Resultado do teste ADF: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

Tabela 5 - Resultado do teste KPSS: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

Tabela 6 - Resultado do teste rácio de variância, utilizando um  $q = 2, 4, 8, 16, 32$  e  $64$  para dados diários e mensais das duas séries: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

Tabela 7 - Sumário dos resultados dos testes efectuados

# Lista de Figuras

Figura 1 - Níveis de eficiência dos mercados

Figura 2 - Cotações diárias de fecho da série PSI-20, de 20 de Janeiro de 1997 a 31 de Dezembro de 2010

Figura 3 - Cotações diárias de fecho da série IBEX-35, de 3 de Janeiro de 1997 a 30 de Dezembro de 2010

Figura 4 - Evolução das taxas de rendibilidade diárias (em %), de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

Figura 5 - Histograma das taxas de rendibilidade

# 1. Introdução

## 1.1 Considerações

A hipótese de eficiência de mercado constitui um dos paradigmas predominantes de investigação em finanças. Este paradigma baseia-se na premissa de mercado perfeito e da racionalidade dos seus agentes, pelo que os preços dos títulos reflectem, a qualquer momento, toda a informação relevante disponível.

Nos últimos anos, a hipótese de eficiência de mercado tem suscitado intensa discussão entre académicos e os diversos agentes que actuam no mercado de capitais. De acordo com os pressupostos de mercado eficiente é impossível prever a variação do preço dos activos financeiros atendendo exclusivamente a dados históricos, uma vez que os preços seguem uma trajectória aleatória. Segundo Fama (1965), a aleatoriedade dos preços deve-se ao facto de estes evoluírem na medida em que toda a nova informação divulgada no mercado é incorporada imediatamente nos preços, implicando uma correlação não diferente de zero entre taxas de rentabilidade presentes e passadas.

Logo, um mercado eficiente é caracterizado pelo facto de não apresentar qualquer padrão determinístico na previsibilidade do preço dos activos, pelo que pressupõe a ausência de oportunidades de arbitragem e a impossibilidade de se obterem ganhos anormais. A validação da hipótese de eficiência baseia-se em testar se o processo gerador das rentabilidades de um determinado activo financeiro é determinístico, evidência contra a eficiência de mercado, ou estocástico, evidência a favor da hipótese de passeio aleatório e de eficiência de mercado.

A concepção de eficiência de mercado desempenha um papel importante para a teoria financeira e para os agentes que neles participam, uma vez que nos mercados eficientes estão presentes as condições necessárias para que cada investimento seja adequadamente remunerado, permitindo aos agentes fazer as melhores escolhas em termos de investimento.

Mercados menos eficientes provocam distorções no processo de formação dos preços dos activos, visto que os preços não reflectem instantaneamente toda a informação disponível, implicando que o preço de mercado seja uma estimativa enviesada do seu verdadeiro valor. Estas distorções têm consequências negativas sobre a distribuição de

risco e sobre a eficiente afetação de recursos; implica, porém, a existência de oportunidades de obtenção de lucros anormais por parte dos investidores.

De acordo com Ross (1988), se um mercado de capitais for competitivo e eficiente, então o retorno que um investidor espera obter sobre um investimento num activo será igual ao seu custo de oportunidade de usar tais recursos.

Os primeiros trabalhos desenvolvidos na área de eficiência de mercado foram, na sua maioria, consistentes com os pressupostos do processo de passeio aleatório, pelo que a hipótese de eficiência se verificava, pelo menos na forma fraca.

No entanto, estudos mais recentes têm vindo a rejeitar a hipótese de eficiência de mercado, visto que os resultados empíricos obtidos evidenciam certas tendências e padrões nos preços. Desta forma, é possível utilizar estratégias de investimento com base em padrões dos dados históricos para prever os preços futuros e obter ganhos anormais.

## **1.2 Objectivo**

Este trabalho de dissertação tem como motivação principal investigar a eficiência de mercado, na forma fraca, dos dois principais índices de acções do mercado de capitais ibérico, a saber, o índice de acções português (Portuguese Stock Index, PSI-20) e o índice de acções espanhol (Spanish Stock Index, IBEX-35), através de uma metodologia baseada num conjunto de testes, nomeadamente o teste de correlação, o teste de sequências, o teste de raiz unitária e o teste do rácio de variância. Pretende-se assim, contribuir para o debate deste importante paradigma da teoria financeira, aplicado ao contexto do mercado ibérico.

## **1.3 Estrutura do trabalho**

Este trabalho encontra-se organizado em cinco capítulos. O primeiro capítulo introduz o enquadramento geral do tema, no qual são tecidas algumas considerações sobre o assunto, a sua importância e o respectivo objectivo do trabalho. O segundo capítulo apresenta uma revisão bibliográfica sobre o tema, dentro da literatura existente, onde é

tratada a formulação da hipótese de eficiência dos mercados, assim como os principais contributos que estiveram na sua origem. Por fim, são apresentados os principais estudos empíricos sobre esta hipótese. O terceiro capítulo descreve a metodologia e os dados utilizados. O quarto capítulo contém os resultados do estudo empírico, efectuando-se primeiramente uma análise estatística das séries de forma a averiguar as suas propriedades estatísticas, procedendo-se, numa segunda fase, os testes propostos e as respectivas interpretações dos resultados obtidos. Por fim, no quinto capítulo, são sintetizadas as principais conclusões deste trabalho.

## 2. Hipótese de eficiência de mercado

A hipótese de eficiência dos mercados tem origem no trabalho de Bachelier (1900), tendo concluído que o comportamento dos preços seguia um passeio aleatório (*random walk*, na expressão anglo-saxónica). No seu trabalho de doutoramento, Bachelier (1900) formalizou, pela primeira vez, um modelo matemático em tempo contínuo, designado por movimento *browniano*<sup>1</sup>. Pensou-se, alias, que tais descobertas teriam tido lugar na física, anos mais tarde, por Albert Einstein, num artigo de 1905 sobre o movimento aleatório originado pela colisão de moléculas de gás, também conhecido como movimento browniano. Segundo Bachelier, as variações nos preços de um activo eram variáveis aleatórias e que a probabilidade de subida dos preços era idêntica à de descida.

Mais tarde, outros investigadores defenderam a ideia do *random walk*, sendo de destacar o trabalho de Kendall (1953), que analisou preços de vários activos, entre os quais acções e *commodities* no mercado de Chicago, tendo concluído que o movimento dos preços se comportava como se fossem geradas aleatoriamente. Outros trabalhos empíricos, nomeadamente os realizados por Roberts (1959), Osborne (1964), Working (1960), Moore (1964), Granger e Morgenstein (1964) e Fama (1963), contribuíram para a confirmação da hipótese de passeio aleatório.

Até os anos 60, a ideia preponderante da literatura relativamente ao conceito de mercado eficiente esteve sempre relacionada com a teoria e com o modelo de *random walk*. Segundo a teoria do passeio aleatório de Fama (1965), os preços dos activos não têm memória, isto é, as variações nos preços são imprevisíveis e constituem variáveis aleatórias independentes. Por sua vez, Samuelson (1965) formalizou, pela primeira vez, o relacionamento entre a hipótese de eficiência dos mercados com o conceito de *martingale*.<sup>2</sup>

Fama (1970) sintetiza esta teoria num artigo clássico, «Efficient capital markets», na qual sistematiza a literatura teórica e empírica, distinguindo três formas para testar a

---

<sup>1</sup> O movimento browniano foi descoberto em 1827 na física pelo botânico inglês Robert Brown, que descreve o movimento aleatório de partículas macroscópicas num fluido como consequência dos choques das moléculas do fluido nas partículas.

<sup>2</sup> O conceito de *martingale* descreve o processo estocástico no qual a expectativa condicional do valor no momento seguinte coincide com valor actual, i.e.,  $E(x_1, x_2, \dots, x_n) = x_n$ .

eficiência de mercado, consoante o tipo de informação que os preços dos títulos reflectem em cada momento.

Deste modo, até meados da década de 80 do século passado, a grande maioria dos estudos empíricos levada a efeito pelos investigadores apresentava-se consistente com a hipótese de eficiência dos mercados, levando mesmo Jensen (1978) a considerar a hipótese de eficiência dos mercados como uma dos paradigmas mais importantes das finanças. Entretanto, começam a surgir, ainda nos anos 80, alguns trabalhos susceptíveis de por em causa a hipótese de eficiência dos mercados, como por exemplo, o de Shiller (1981) ao reconhecer a excessiva volatilidade dos preços.

Na década de 90, a teoria financeira atravessou provavelmente o seu momento mais conturbado, dando origem ao aparecimento de novas correntes da literatura, nomeadamente no campo da *behavioral finance*<sup>3</sup>. Tendo como pioneiros Kahneman e Tversky (1979), vários autores como Statman (1999), Shleifer (2000), Sewell (2001) ou Shiller (2002) propõem a introdução de factores comportamentais nos modelos de avaliação de activos financeiros.

### **2.1 Conceito de mercado eficiente: âmbito e evidência**

Segundo Fama (1970), um mercado diz-se eficiente se os preços dos activos reflectem, a qualquer momento, toda a informação disponível de uma forma completa e verdadeira. Isto implica que a determinação do preço justo ou de equilíbrio esteja intimamente relacionada com a teoria de mercados perfeitos e, portanto, com a racionalidade dos agentes que actuam nos mercados financeiros, pelo que incorporam novas informações correctamente e tomam decisões que maximizam a sua utilidade. De acordo com este autor, informações relevantes são incorporadas de forma imediata e correta nos preços dos activos financeiros, sendo o preço de mercado de um activo a melhor estimativa do seu valor.

A eficiência de um mercado não exige que o preço de um activo seja igual, a todo o momento, ao valor verdadeiro ou de avaliação, mas sim, que o erro – diferença entre o

---

<sup>3</sup> Para as Finanças Comportamentais, ao contrário da hipótese dos mercados eficientes, a informação imperfeita e a irracionalidade dos investidores constituem factores inerentes ao funcionamento dos mercados financeiros e originam maiores riscos nas transacções.



preço de mercado e o valor que resultou da avaliação – não seja enviesado a todo o tempo; tal significa, que a probabilidade de um erro ser positivo ou negativo seja a mesma. Em virtude da racionalidade dos agentes, não existiriam, desta feita, activos sobreavaliados ou subavaliados.

Para Jensen (1978), um mercado é tido como eficiente quando não há possibilidade de obter lucros com base em informações disponíveis. De acordo com Van Horne (1995), estaremos em presença de um mercado eficiente quando os preços dos activos reflectirem as informações disponíveis sobre a economia, os mercados financeiros e sobre a própria empresa envolvida, incorporando-as rapidamente nos preços.

Damodaran (2005) afirma que um mercado eficiente é aquele em que o preço de mercado é uma estimativa, não enviesada, do valor real do investimento. Também defende que os preços de mercado não têm necessariamente de reflectir o preço justo das acções a todo momento, ou seja, podem existir acções subavaliadas ou sobreavaliadas.

## **2.2 Teoria de passeio aleatório**

De acordo com os pressupostos da teoria de passeio aleatório, não se pode atender aos movimentos passados de uma acção para prever os movimentos futuros. O mercado funciona de forma irracional, pelo que os movimentos dos preços são imprevisíveis (Maurice Kendall, 1953). Os resultados obtidos colocavam em causa a perspectiva tradicional de que os preços tinham tendências e ciclos que podiam ser utilizados para prever o seu comportamento futuro.

Nos anos 60, surgiram vários estudos empíricos que contribuíram para a redescoberta e validação da hipótese do passeio aleatório. O trabalho de Fama (1965) foi provavelmente o mais relevante, depois das descobertas de Bachelier. Fama (1965, pp. 91-95) examinou as cotações diárias dos trinta títulos do índice Dow Jones Industrial Average, no período de 1957 à 1962, tendo chegado a duas conclusões, ambas compatíveis com o passeio aleatório:

- i. As variações no logaritmo dos preços, para intervalos de um, quatro, nove e dezasseis dias, não evidenciavam relações de dependência estatisticamente

significativas para a generalidade das acções, podendo admitir-se a hipótese da independência do modelo do passeio aleatório;

- ii. As variações no logaritmo dos preços eram identicamente distribuídas mas, ao contrário dos autores referidos anteriormente, e tendo em conta o carácter leptocúrtico das distribuições empíricas das acções analisadas, uma distribuição de Pareto estável com expoente característico inferior a dois, era mais adequada do que a distribuição normal para descrever as variações no logaritmo dos preços das acções analisadas, tal como defendera Mandelbrot (1963).

Portanto, num mercado financeiro eficiente, na forma fraca, os preços históricos não podem constituir-se suporte de previsão dos preços futuros. Isto significa que não deve existir relação entre as variações sucessivas no preço de uma acção, ou seja, as rendibilidades históricas e futuras devem ser independentes evidenciando correlação serial estatisticamente não diferentes de zero, ou não identificar qualquer padrão no movimento do preço desses activos. Tal situação é compatível com o modelo ou processo de passeio aleatório dos preços dos activos.

O processo de passeio aleatório não constitui a única modelização para descrever o comportamento dos preços nos mercados financeiros. O modelo *martingale*, popularizado por Samuelson (1965), passou a constituir uma alternativa para analisar esta mesma questão. Segundo este autor, o modelo *martingale* caracteriza de melhor forma os mercados, na qual as taxas de rendibilidade dos títulos constituem um jogo justo, pelo que o lucro esperado do especulador no momento  $t+1$  é sempre nulo.

### 2.3 Contribuição de Eugene Fama (1970)

O trabalho publicado por Eugene Fama, em 1970, intitulado «Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work» constitui um dos estudos mais marcantes na teoria financeira. Neste trabalho, Fama (1970, pp. 383) apresenta um conceito de mercado eficiente conceptualmente simples: “Um mercado onde os preços reflectem totalmente a informação disponível, diz-se eficiente”. Este conceito assume que os investidores, sendo agentes racionais, reagem rápida e correctamente a nova

informação, de forma que o preço dos títulos reflecta o valor de equilíbrio ou fundamental dos respectivos activos.

Entretanto, Fama (1970) defende que o conceito de mercado eficiente, onde os títulos reflectem toda a informação disponível, é uma concepção tão geral que não permite a realização de testes empíricos por si só. Desta forma, para tornar a hipótese de eficiência dos mercados funcional, parte-se do pressuposto que num mercado eficiente os preços estão em equilíbrio, isto é, a taxa de rendibilidade esperada dos activos é função do seu nível de risco subjacente. Este pressuposto do valor esperado da taxa de rendibilidade pode ser formalizado do seguinte modo:

$$E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)]p_{jt} \quad (1)$$

onde:

$p_{jt}$  — É o preço do activo  $j$  no período  $t$ ;

$\tilde{p}_{j,t+1}$  — É o valor aleatório do activo no período  $t+1$ ;

$\tilde{r}_{j,t+1}$  — Corresponde a uma variável aleatória para a rendibilidade  $(p_{j,t+1} - p_{j,t}/p_{j,t})$  do período;

$\Phi_t$  — Simboliza a informação disponível no período  $t$ .

O valor de equilíbrio esperado,  $E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t)$ , referido em (1), expressa que o preço de um activo no período  $t+1$  é uma variável aleatória, com um determinado valor para um conjunto de informação utilizada para avaliar esse mesmo activo. Desta forma, se a informação reflectida no preço do activo,  $\Phi_t$ , corresponder a toda a informação disponível desse activo, então significa que não é possível alcançar rendimentos acima dos de equilíbrio. Neste sentido:

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) \quad (2)$$

em que,

$$E(\tilde{x}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0$$

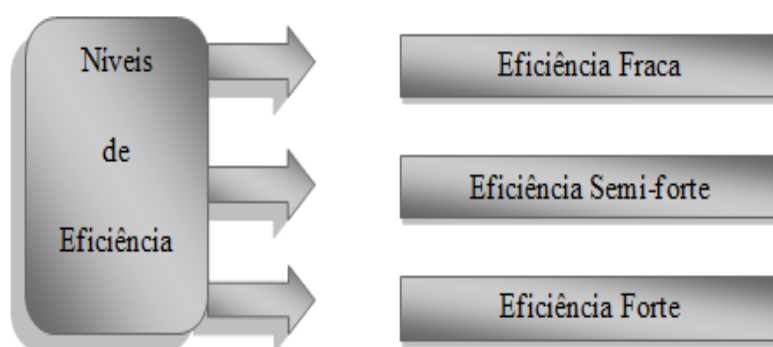
Em (2),  $x_{j,t+1}$  é a diferença entre o preço efectivo do activo e o seu valor esperado, para um dado nível de informação no período  $t+1$ . Considerando que o valor esperado da diferença entre o preço efectivo do activo e o respectivo valor esperado no período  $t+1$  é nula, estamos perante uma situação de equilíbrio, em que para um dado conjunto de informação  $\Phi_t$  a rendibilidade média de todas as aplicações corresponde à rendibilidade esperada.

### 2.3.1 Níveis de eficiência

Para Fama (1970), os mercados financeiros podem apresentar três níveis ou formas de eficiência, dependentes do tipo de informação que os preços dos títulos reflectem em cada momento: eficiência fraca, eficiência semi-forte e eficiência forte. Em cada uma destas formas de eficiência, o mercado é eficiente e os preços seguem um caminho aleatório, na qual o retorno entre períodos sucessivos não está correlacionado. Isto deve-se ao facto de as alterações do preço dos activos depender do surgimento de novas informações no mercado.

**FIGURA 1**

**Níveis de eficiência dos mercados**



Fonte: Elaboração própria

Na forma fraca de eficiência dos mercados (*weak form efficiency*), admite-se que o preço corrente dos títulos incorpora toda a informação histórica sobre os preços e os volumes transaccionados. As rendibilidades passadas dos títulos não têm relação com as rendibilidades futuras, ou seja, as rendibilidades são independentes. Portanto, qualquer estratégia de investimento com base no estudo dos preços passados, como por exemplo a análise técnica, não permite aos investidores a obtenção de rendibilidades anormais. Esta constitui, para vários autores, a forma mais antiga da hipótese da eficiência dos mercados.

Na forma semi-forte de eficiência (*semi-strong form efficiency*), admite-se que o preço corrente dos activos financeiros reflecte toda a informação pública disponível, onde se incluem os dados históricos sobre o título e a informação sobre a empresa (anúncio de resultados ou dividendos, *stock splits*, emissão de novas acções, etc.), sobre os seus concorrentes e sobre a economia em geral. De acordo com as premissas desta forma de eficiência, os investidores que baseiam as suas decisões com base em análise de informação pública disponível, como por exemplo análise fundamental, não conseguem alcançar rendibilidades acima do normal.

Na forma forte de eficiência (*strong form efficiency*), admite-se que o preço corrente de um activo reflecte toda a informação existente no mercado, quer pública quer privada, pela qual nenhum grupo de investidores tem acesso a informação privilegiada. Sendo assim, qualquer estratégia de investimento, com base em análise de informação privilegiada e estratégica das empresas, não permite ao investidor a obtenção de rendibilidades acima do normal.

Em síntese, pode concluir-se que os três tipos de eficiência informacional são complementares, pelo que a rejeição da hipótese de eficiência fraca implica a rejeição das outras duas, assim como a rejeição da hipótese de eficiência semi-forte implica a rejeição da hipótese de eficiência forte.

### **2.3.2 Condições compatíveis com a eficiência de mercado**

De acordo com Fama (1970), as condições suficientes para a verificação da hipótese de eficiência de mercado seriam:

- i. inexistência de custos de transacção na negociação de títulos;
- ii. disponibilização para os participantes do mercado de todas as informações relevantes, com isenção de custos;
- iii. existência de expectativas homogêneas em relação aos retornos futuros de cada título.

O autor concluiu que essas condições, embora suficientes, não se aparentavam como necessárias, pelo que a hipótese de eficiência de mercado pode verificar-se mesmo na ausência de alguma das condições acima referidas.

## **2.4 Críticas à hipótese de eficiência de mercado e a emergência das finanças comportamentais**

Um dos pilares da teoria de mercado eficiente é o postulado da racionalidade, segundo o qual os agentes que actuam no mercado têm capacidade para aceder e processar toda a informação disponível. Apesar do consenso em volta desta teoria, no entanto, algumas críticas têm vindo, nos últimos anos, a contrapor aos conceitos da racionalidade e da eficiência de mercado, sobretudo da esfera comportamental.

Haugen (1995) argumenta que os preços dos activos reagem muito lentamente às novas informações de mercado, devido a demora na reacção por parte dos investidores. A reacção dos investidores pode também não seguir a tendência explícita da nova informação. Os agentes podem continuar a orientar a sua actuação através da informação histórica dos títulos, dando origem a uma inflação ou deflação dos preços dos activos, criando, por exemplo, bolhas especulativas.

Alguns investigadores têm vindo a apontar anomalias temporais que contrariam a aleatoriedade dos preços defendida pela HEM. Destacam-se, nomeadamente anomalias de calendário, que apontam para a presença de certos padrões em determinados

momentos temporais (exemplo efeito Janeiro<sup>4</sup>), podendo dar origem a rendibilidades diferentes dos expectáveis em mercados eficientes.

Com base na irracionalidade dos investidores, com expectativas não homogéneas e apostando na existência de fracas relações lineares, a teoria da previsibilidade e, mais concretamente, a teoria do caos, argumenta que o padrão de evolução dos preços é passível de ser reproduzido por equações matemáticas. Sendo assim, e aliado à inovação dos meios informáticos, são cada vez mais as instituições financeiras que investem grandes quantias com o objectivo de obter as maiores rentabilidades.

Outra abordagem importante nesta crítica é a teoria das finanças comportamentais (*behavioral finance* na expressão anglo-saxónica), tendo origem no trabalho conjunto de Tversky e Kahneman (1979) intitulado «*Prospect Theory: an analysis of decision under risk*». Neste trabalho, estes autores Israelitas têm em consideração não só aspectos económicos mas também psicológicos, antropológicos entre outros, pondo em causa a teoria das expectativas racionais. Segundo estes autores, o homem não é um ser totalmente racional nas suas decisões, mas sim um ser normal que comete erros e tem emoções e sentimentos. Desta forma, a identificação de emoções e erros cognitivos que influenciam o processo de tomada de decisão dos investidores e a forma que esses padrões de comportamento podem determinar mudanças no mercado tornam-se o centro da análise.

As finanças comportamentais ganharam notoriedade com a atribuição do Prémio Nobel da economia em 2002 aos norte-americanos Daniel Kahneman e Vernon Smith. Esta nova corrente de investigação propõe uma abordagem alternativa aos mercados financeiros, surgindo como uma tentativa de resolução das dificuldades encontradas pelas teorias tradicionais em explicar certos fenómenos, baseando o seu estudo na psicologia.

O objectivo desta abordagem passa, então, por perceber de que forma a psicologia cognitiva e os desvios comportamentais influenciam o processo de tomada de decisão dos investidores, admitindo que a informação imperfeita e a racionalidade limitada constituem uma visão mais realista dos mercados financeiros. Segundo esta teoria, o funcionamento dos mercados está influenciado por factores de natureza

---

<sup>4</sup> De acordo com as anomalias de calendário, os retornos de Janeiro são mais altos comparativamente com os restantes meses.

comportamental, o que determina que esses mercados não sejam necessariamente informacionalmente eficientes.

As finanças comportamentais investigam ainda o processo através do qual os agentes tomam decisões, defendendo que estes têm tendência a utilizar regras simples para reduzir a complexidade das situações em que se envolvem. As estratégias de investimento apoiadas na análise técnica, a qual pressupõe que o preço futuro dos activos financeiros depende dos preços verificados no passado, são um exemplo daquele comportamento. As finanças comportamentais confirmam, através de inquéritos, a frequência do seu uso nos mercados financeiros.

Portanto, ao questionar a racionalidade dos agentes que actuam nos mercados, as finanças comportamentais representam uma das principais fontes de criticismo da teoria de eficiência dos mercados. Statman (1999) e Shiller (2002) destacam a importância deste novo paradigma das finanças, embora Fama (1998) argumente que as finanças comportamentais são ainda incapazes de refutar a hipótese de eficiência dos mercados.

### **2.5 Estudos empíricos à forma fraca de eficiência**

Desde os trabalhos pioneiros de Cowles (1933) e Working (1934), são vários os autores que se têm dedicado ao estudo sobre a eficiência de mercado. Devido a grande disponibilidade de informação histórica dos títulos, a forma fraca de eficiência de mercado é das três formas de eficiência proposta por Fama (1970) aquela que tem sido mais testada ao longo do tempo. Embora grande parte dos investigadores, até aos anos de 1970, reconhecerem que a variação nos preços se comportava como uma série aleatória, as pesquisas mais recentes apontam para a existência de alguma previsibilidade nos preços, contrariando a hipótese de que os mercados são eficientes. Apresentam-se, de seguida, alguns estudos empíricos recentes, realizados em diferentes países.

Areal e Armada (2002) foram os primeiros a estudar a eficiência do mercado português. Neste trabalho, é utilizada a metodologia da regressão pelo método dos mínimos quadrados. A significância estatística é aferida pela utilização de testes de significância estatística paramétricos e não-paramétricos, detectando a existência de comportamentos de reversão para a média e de aversão à média das rendibilidades das acções. Os



resultados empíricos não colocam em causa a hipótese de eficiência do mercado accionista.

Dias *et al.* (2002) testam a eficiência, na forma fraca, do mercado ibérico, usando dados diários de 1993 a 2001, para o índice de acções português, e dados diários de 1993 a 2001, para o índice de acções espanhol. Para testar estes dois índices bolsistas, são utilizados três tipos de testes: testes de correlação em série, testes de raízes unitárias e testes do rácio de variância. Os resultados empíricos dos testes do rácio de variância e de correlação linear rejeitam a hipótese de eficiência destes dois mercados. Por seu turno, a evidência empírica do teste de raiz unitária confirma a hipótese de eficiência destes dois índices.

Worthington e Higgs (2004a) testam a hipótese de passeio aleatório e de eficiência de mercado para vários países europeus. Os retornos diários de dezasseis países desenvolvidos (Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça e Reino Unido) e quatro mercados emergentes (República Checa, Hungria, Polónia e Rússia) são analisados com base nas seguintes metodologias: teste de correlação linear; teste de sequência; teste de raiz unitária e teste múltiplos do rácio de variância. Os resultados deste estudo apontam que, dos mercados desenvolvidos, apenas a Alemanha, a Irlanda, Portugal, a Suécia e o Reino Unido cumprem os pressupostos de passeio aleatório, o que significa que esses mercados são eficientes. Nos mercados emergentes, apenas a Hungria apresenta características consistentes com o processo de passeio aleatório.

Worthington e Higgs (2003) também utilizam os mesmos testes para analisar o mercado de acções da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e Venezuela), com dados para o período compreendido entre 1987 a 2003. Estes autores concluem que nenhum desses mercados apresentam características consistentes com o passeio aleatório, isto é, são mercados ineficientes.

Hamid *et al.* (2010) investigam a eficiência no mercado de acções do Paquistão, Índia, Sri Lanka, China, Coreia, Hong Kong, Indonésia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Taiwan, Japão e Austrália, recorrendo a observações mensais para o período de Janeiro de 2004 a Dezembro de 2009. Para testar a hipótese de passeio aleatório, utilizaram-se testes de autocorrelação, de sequências, de raiz unitária e do rácio de

variância. Os resultados empíricos destes testes rejeitam a hipótese de passeio aleatório para todos esses países da região Ásia-Pacífico.

Em relação ao mercado Norte-Americano, Seiler e Rom (1997) testam a hipótese de passeio aleatório dos preços das acções listadas na NYSE (New York Stock Exchange), usando os retornos diários de Fevereiro de 1885 a Julho de 1962. Estes autores utilizam a metodologia de Box-Jenkins (ARIMA), como a mais adequada para as suas pesquisas e concluem que para todo esse período, as variações de preço são completamente aleatórios. Neste trabalho também examinam algumas anomalias e padrões temporais, constatando que essas anomalias são incapazes de ajudar os investidores na previsão dos movimentos dos preços futuros. Os resultados empíricos não rejeitam a hipótese de mercado eficiente.

Lo e Mackinlay (1988) investigam em várias combinações e subperíodos o índice de acções NYSE, bem como diversas carteiras de acções, para o período de 1962 a 1985, com base em testes de correlação e do rácio de variância. A evidência empírica rejeita a hipótese de passeio aleatório e de mercado eficiente, devido, em grande parte, ao comportamento de acções de pequena dimensão.

Smith *et al.* (2002) testam a eficiência de mercado na forma fraca em sete países africanos (África do Sul, Egipto, Quénia, Marrocos, Nigéria, Zimbabwe, Botswana e Maurícias), para dados semanais de 1990 a 1998, com base em testes múltiplos do rácio de variância. Em todos os mercados estudados, excepto a África do Sul, a hipótese de passeio aleatório do preço das acções é rejeitada, devido ao facto de existir autocorrelação nas rendibilidades dos activos.

### 3. Dados e metodologia

#### 3.1 Dados

Para a realização do estudo empírico recolheram-se dados do segmento accionista do mercado de capitais ibérico<sup>5</sup>. Utilizam-se cotações diárias de fecho, de 20 de Janeiro de 1997 a 31 de Dezembro de 2010, para o índice de acções português (PSI-20), totalizando 3505 observações, e de 3 de Janeiro de 1997 a 30 de Dezembro de 2010, para o índice de acções espanhol (IBEX-35), totalizando 3523 observações.

O PSI-20 é o principal índice da Euronext Lisbon, e constitui o índice de referência do mercado de capitais português. É composto pelas acções das vinte maiores empresas cotadas na bolsa de valores de Lisboa e reflecte a evolução dos preços dessas acções, que são as de maior liquidez entre as negociadas no mercado português.

O IBEX-35 é o índice mais importante do mercado de acções espanhol. É formado pelas 35 acções mais líquidas e representativas deste mercado. O IBEX-35 serve de referência tanto para conhecer a evolução da bolsa como dos mercados de opções e futuros sobre o índice.

Os gráficos<sup>6</sup> das figuras 2 e 3 mostram a evolução das cotações diárias de fecho da série PSI-20 e IBEX-35. Ao longo do período em estudo, pode-se verificar que as cotações dos dois índices variam ao longo do tempo, característica que, geralmente, é comum nas séries financeiras.

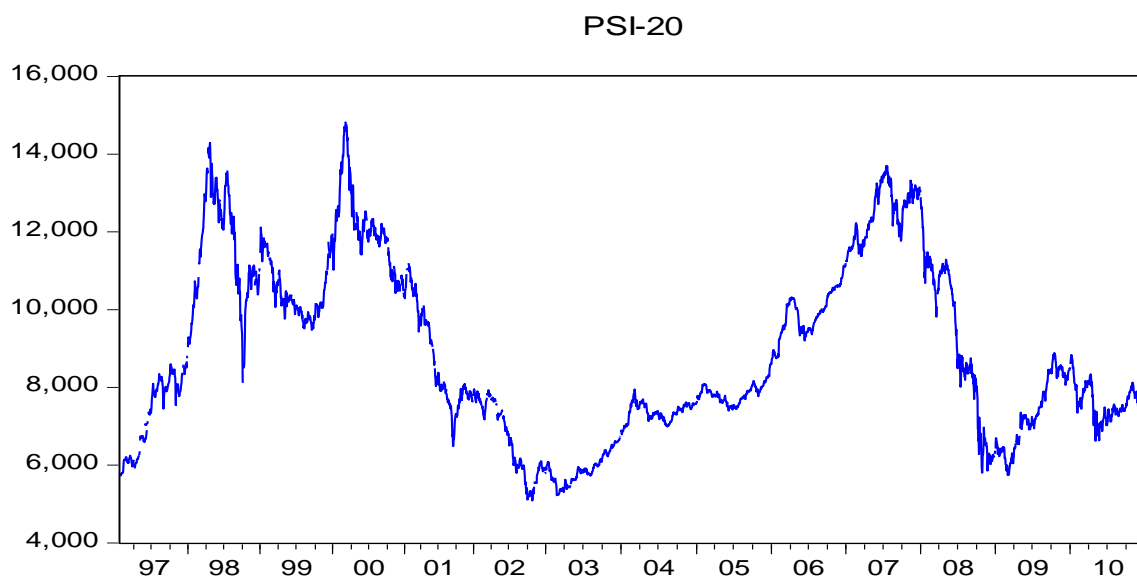
---

<sup>5</sup> Os dados necessários para a realização do estudo empírico foram recolhidos através do sistema de estatística interactiva de acesso *online* à base de dados do Banco de Portugal (BP STAT) e da plataforma do Yahoo Finance.

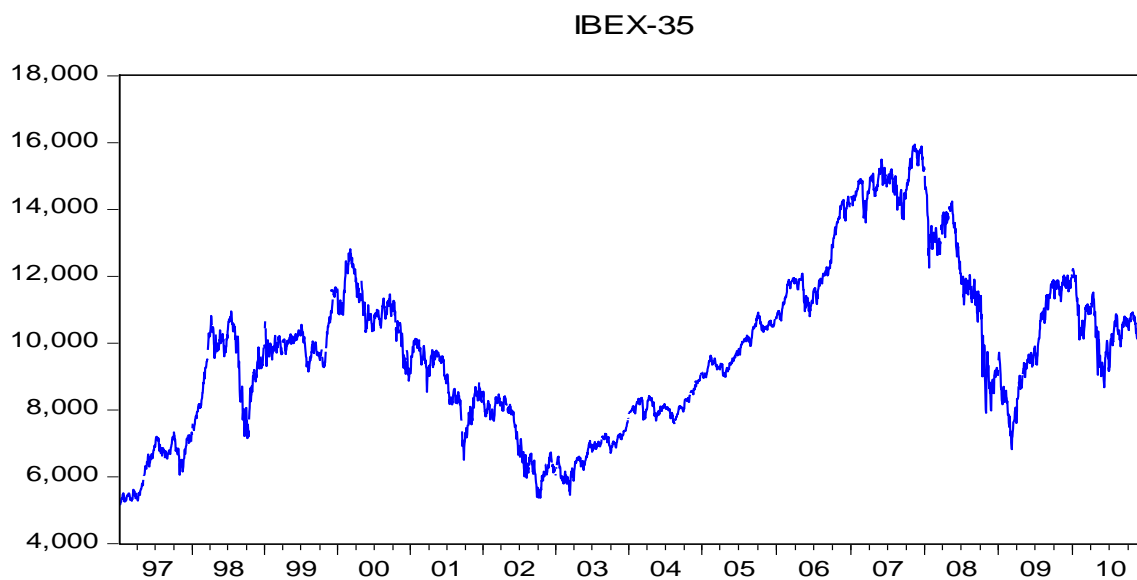
<sup>6</sup> Os dois gráficos foram elaborados com recurso ao *software* estatísticos EVIEWS 7.0.

**FIGURA 2**

**Cotações diárias de fecho da série PSI-20, de 20 de  
Janeiro de 1997 a 31 de Dezembro de 2010**

**FIGURA 3**

**Cotações diárias de fecho da série IBEX-35, de 3 de  
Janeiro de 1997 a 30 de Dezembro de 2010**



Neste trabalho, utilizam-se a série das rendibilidades ao invés da série de preços. Com efeito, segundo Campbell, Lo e Mackinlay (1997), existem duas situações nas quais, na análise de séries financeiras se devem privilegiar as rendibilidades em detrimento dos preços. Em primeiro lugar, a rendibilidade de um activo financeiro possui as informações que vão ao encontro dos interesses dos investidores, representado a rendibilidade uma medida da *performance* da sua carteira. Por outro lado, as rendibilidades possuem propriedades estatísticas mais atractivas do que os preços, como a estacionariedade, e, portanto, há maior facilidade na sua análise.

Deste modo, com base nas cotações diárias das duas séries financeiras em estudo, calculam-se as taxas de rendibilidades para a construção das séries de rentabilidades logarítmicas, através da seguinte fórmula:

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (3)$$

onde  $R_t$  representa a taxa de rendibilidade diária,  $P_t$  representa a cotação de fecho no dia  $t$  e  $P_{t-1}$  representa a cotação de fecho no dia  $t - 1$ .

### 3.2 Metodologia

A hipótese de eficiência dos mercados financeiros, na forma fraca, é baseada na premissa de que as variações no preço das acções seguem um *random walk*, isto é, um passeio aleatório. Neste trabalho, para testar esta hipótese, é utilizada uma metodologia consubstanciada na aplicação de um conjunto de testes, nomeadamente o teste de correlação linear (*correlation test*), de sequências (*runs tests*), de raiz unitária (*unit root test*) e do rácio de variância (*variance ratio test*). Também são aplicadas algumas propriedades estatísticas das taxas de rendibilidades para analisar a hipótese da normalidade dos dados em estudo.

A corroboração empírica da eficiência dos mercados tem sido objecto de constante discussão no seio dos investigadores e dos agentes dos mercados financeiros em geral. De acordo com Fama (1976), a formulação desta teoria deve ser genérica, de modo a testá-la de forma estatisticamente robusta. Por esta razão, observe-se na literatura disponível, o recurso à aplicação de vários testes empíricos. Não obstante os avanços conseguidos na percepção deste paradigma, subsistem, ainda, algumas dificuldades na escolha dos modelos empíricos e dos testes estatísticos mais eficientes para a análise empírica da hipótese de eficiência dos mercados.

De acordo com Malkiel (1973), o modelo *random walk* constituiu a primeira formulação, e talvez a mais importante, para descrever o comportamento dos preços dos activos financeiros de carácter especulativo, como é o caso das acções.

Segundo este modelo, as variações sucessivas no logaritmo do preço dos activos, que constituem as taxas de rendibilidade, são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.). Tal implica que os movimentos do preço no período anterior ( $t-1$ ) sejam independentes dos movimentos do preço no período seguinte ( $t$ ), sendo impossível prever o movimento dos preços dos activos financeiros.

Levando em consideração a imprevisibilidade dos preços e o risco dos activos, Campell *et al.* (1997) propõe uma versão de *random walk* para modelizar o comportamento dos preços num mercado eficiente, descrito na equação seguinte:

$$p_t = p_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim IDD(0, \sigma^2)^7 \quad (4)$$

ou

$$r_t = \Delta p_t = \beta + \varepsilon_t \quad (5)$$

Sendo assim, o *random walk* do preço dos activos é um processo estocástico, onde cada um dos valores de  $p_t$  resulta do valor do período anterior,  $p_{t-1}$ , adicionado de um parâmetro de crescimento  $\beta$  e um incremento ou choque aleatório  $\varepsilon_t$ . O  $r_t$  corresponde à variação sucessiva do preço dos activos.

A independência dos incrementos  $\varepsilon_t$  implica não só que estes não sejam correlacionados, mas também que qualquer função não linear dos incrementos também não esteja correlacionada.

### 3.2.1 Testes estatísticos ao modelo de passeio aleatório

De seguida, apresentam-se os testes utilizados para testar as hipóteses de passeio aleatório e de eficiência de mercado dos dois índices de acções.

É de referir que o teste de correlação linear, o teste de raiz unitária e o teste do rácio de variância foram realizados através do *software* estatístico EVIEWS 7.0, enquanto para o teste de sequências foi utilizado o *software* estatístico SPSS 17.0.

---

<sup>7</sup> Assume-se que  $\varepsilon_t$  é independente e identicamente distribuído, de média zero e variância  $\sigma^2$ .

### 3.2.1.1 Teste de correlação linear

O teste de correlação linear é provavelmente o teste mais utilizado para analisar o processo de passeio aleatório. Este teste analisa a relação existente entre as variações sucessivas nos preços, isto é, as taxas de rendibilidade, com base em diferentes intervalos de desfasamentos (*lags*). É dado pela seguinte expressão:

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1-k}^n (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^n (r_t - \bar{r})^2} \quad (6)$$

onde  $\rho_k$  é o coeficiente de correlação;  $n$  é o número de observações;  $r_t$  é a rendibilidade do activo no período  $t$ ;  $r_{t-k}$  é rendibilidade do activo no período  $t-k$ ;  $\bar{r}$  é a média das rendibilidades dos activos; e  $k$  é o intervalo de desfasamento da série.

O teste destina-se a determinar se os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos, isto é, diferentes de zero. Se o coeficiente de correlação,  $\rho_k$ , é significativamente diferente de zero, isto significa que a autocorrelação está presente na amostra e que as rendibilidades são dependentes e previsíveis. Tal resultado rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação e de passeio aleatório, pelo que, segundo Fama (1970) o mercado em causa é considerado ineficiente na forma fraca. Portanto, a hipótese a testar será:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_k = 0 \text{ (ausência de autocorrelação)}$$

$$H_1: \rho_k \neq 0 \text{ (existência autocorrelação)}$$

Para testar a hipótese conjunta de que todas as correlações são simultaneamente iguais a zero, utiliza-se a estatística Ljung-Box (Q). Sob a hipótese nula de autocorrelação zero nas primeiras  $k$  autocorrelações ( $\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_k$ ) o Q-estatístico é distribuído como uma qui-quadrado com graus de liberdade igual ao número de autocorrelação ( $k$ ).

$$Q_{\text{Ljung-Box}} = n(n+2) \sum_{t=1}^k \frac{\hat{\rho}^2(t)}{n-t} \quad (7)$$



### 3.2.1.2 Teste de sequências

O teste de sequências é um teste não-paramétrico, proposto para analisar a independência das sucessivas variações nos preços. Este teste tem por objectivo comparar as observações de uma série, isto é, as rendibilidades com um valor de referência, normalmente designado como ponto de corte. O ponto de corte pode corresponder a vários valores, tais como a média, a mediana, a moda, o valor zero, entre outros. Neste trabalho, utilizam-se a média como ponto de corte.

Variações sucessivas com os mesmos sinais designam-se por sequências. Por exemplo, se o comportamento das últimas 15 rendibilidades é dado pela sequência + + + - - + + - - + + + -, então temos 3 sequências com rendibilidades positivas (de comprimento de 3, 2 e 4) e 3 sequências com rendibilidades negativas (de comprimento 3, 2 e 1). Portanto, designa-se por (+) a rendibilidade quando for superior (ou igual) ao ponto de corte e por (-) a rendibilidade inferior ao ponto de corte.

Este teste é baseado na premissa de que se a variação dos preços são aleatórios, o número de sequências observado da série (geralmente designado por  $R$ ) deve estar próximo do número de sequências esperado ( $\mu_R$ ). A interpretação do teste passa por verificar que a existência de tendência (reversão) nos preços resulta num número de sequências inferior (superior) ao número esperado.

Se a série segue um passeio aleatório, condição necessária para a hipótese de eficiência do mercado, então as sucessivas variações dos preços devem ser independentes umas das outras.

Sendo  $n_+$  o número de rendibilidades acima do ponto de corte e  $n_-$  o número de rendibilidades abaixo do ponto de corte, de uma amostra de  $n$  observações, onde  $n = n_+ + n_-$  o teste de hipótese de aleatoriedade é dado pela estatística  $Z$  seguinte:

$$Z = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R} \approx N(0,1) \quad (8)$$

onde,

$$\mu_R = \frac{2n_+n_-}{n} + 1$$

e

$$\sigma_R = \sqrt{\frac{2n_+n_-(2n_+n_- - n)}{n^2(n-1)}}$$

### 3.2.1.3 Teste de raiz unitária

Outra metodologia aplicada para testar a hipótese de passeio aleatório das séries financeiras é o teste de raiz unitária. O objectivo deste teste é o de verificar se uma série é estacionária<sup>8</sup>. Neste trabalho, utilizam-se o teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF, 1979) e o de Kwiatkowski, Philips, Schmidt and Shin (KPSS, 1992). Até a data de hoje, o teste Augmented Dickey-Fuller (1979) constitui o mais importante e apropriado nas aplicações empíricas. O teste ADF requer a verificação da regressão seguinte:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho_0 P_{t-1} + \sum_{i=1}^q \rho_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

onde  $P_t$  é o preço no momento  $t$ ,  $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ ,  $\rho_i$  são coeficientes a serem estimados,  $q$  é o termo de desfasamento que é escolhido em função da dimensão da amostra,  $t$  é o termo de tendência,  $\alpha_i$  é o coeficiente estimado para a tendência,  $\alpha_0$  é uma constante e  $\varepsilon$  o termo de erro ruído branco.

A hipótese nula a testar é a de existência de uma raiz unitária, isto é, a da não estacionaridade da série. A hipótese alternativa é de inexistência de raiz unitária e, por

---

<sup>8</sup> Processo estacionário numa série cronológica é aquele cuja distribuição de probabilidade conjunta permanece estável ao longo de tempo. Por outras palavras, uma série temporal é estacionária se a sua média, a sua variância e as suas covariâncias são independentes do tempo, isto é, são constantes ao longo do tempo, apresentado uma certa tendência previsível e não aleatório.

consequente, a série será estacionária. Se a hipótese nula não for rejeitada, também não se rejeita a tese de que a série tenha propriedades de um passeio aleatório.

$H_0 : \rho_0 = 0$  (série com raiz unitária ou não estacionária)

$H_1 : \rho_0 \neq 0$  (séries estacionária)

Para verificar se a série é não estacionária, estima-se a regressão (6) e verifica-se se  $\rho_0 = 0$ , com base na estatística  $\tau$  (tau) e nos valores críticos estimados por Dickey e Fuller. Se o valor absoluto de  $\tau$  (ou seja,  $|\tau|$ ) for superior aos valores críticos, significa que a hipótese nula da não estacionaridade é rejeitada. Se, por outro lado, esse valor for menor que o valor crítico, a série temporal será não estacionária, logo, existe uma raiz unitária.

De forma a confirmar os resultados do teste ADF, aplica-se o teste KPSS. A distinção destes dois testes de raiz unitária passa pela formulação da hipótese nula. Enquanto a hipótese nula do teste ADF é da não estacionaridade da série, já no teste KPSS testa-se o contrário, isto é, a hipótese nula é de que a série é estacionária.

O teste de Kwiatkowski *et al* (1992) começa com o seguinte modelo:

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde  $\xi t$  é uma tendência determinística,  $\varepsilon_t$  é um erro estacionário e  $r_t$  um passeio aleatório dado por:

$$r_t = r_{t-1} + u_t$$

A hipótese de estacionaridade é  $\sigma_u^2 = 0$ .

De acordo com Kwiatkowski *et al* (1992) a estatística de teste é dada como:

$$LM = \hat{\eta} = T^{-2} \sum_{i=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (11)$$

onde  $S_t$  é a soma parcial dos resíduos,  $s_2(l)$  é o estimador da variância e  $l$  é o termo do desfasamento.

A hipótese nula de estacionaridade é rejeitada a favor da hipótese alternativa, caso a estatística de teste (estatística LM) exceda os valores críticos estimados por Kwiatkowski *et al.* (1992).

### 3.2.1.4 Teste do rácio de variância

Os rácios da variância constituem outra alternativa para testar a hipótese de passeio aleatório. Este teste tem origem nos trabalhos pioneiros de Cochrane (1988) e Lo e MacKinlay (1988, 1989), tendo sido desenvolvido mais tarde com os trabalhos de Chow e Denning (1993). A abordagem do rácio de variância ganhou popularidade ao longo dos últimos anos e tornou-se a ferramenta padrão nos testes de *random walk*.

O seu objectivo é o de testar a variância dos incrementos aleatórios do preço dos activos como função linear do tempo. De acordo com Lo e MacKinlay (1988), o rácio de variância,  $VR(q)$ , é estimada da seguinte forma:

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)} \quad (12)$$

onde,  $\sigma^2(q)$  corresponde a variância dos retornos de  $q$  períodos e  $\sigma^2(1)$  a variância do retorno de um único período:

$$\sigma^2(q) = \frac{1}{q(nq - q + 1)(1 - q/nq)} \sum_{t=q}^{nq} (P_t - P_{t-q} - q\hat{\mu})^2$$

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{nq-1} \sum_{t=1}^{nq} (P_t - P_{t-1} - \hat{\mu})^2$$

onde,  $\hat{\mu} = \frac{1}{nq} (P_{nq} - P_0)$ , sendo a amostra constituída por um número de  $nq + 1$  movimentos consecutivos de preços  $(p_0, p_1, \dots, p_{nq})$  e sendo  $q$  um número inteiro positivo maior que um.

Este teste implica que o rácio de variância seja sempre igual a 1, isto é,  $VR(q) = 1$ , para que a hipótese nula de passeio aleatório seja confirmada. Se a hipótese nula for rejeitada, isto implica a existência de evidências de que a série não segue um processo de passeio aleatório e, desta forma, não confirmar-se-á a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca.

Segundo vários autores, a presença de rácios de variâncias superiores a 1, ou seja,  $VR(q) > 1$ , revela a existência de correlação positiva. Pelo contrário, nos casos de rácios de variâncias inferiores a 1, isto é,  $VR(q) < 1$ , implica a existência de correlação negativa. De acordo com Urrutia (1995), nos mercados emergentes, a correlação serial positiva dos retornos poderiam simplesmente descrever crescimento do mercado.

Lo e MacKinlay (1988), aplicam técnicas de distribuição assimpótica para estimar o coeficiente de variância que permite testar a hipótese nula de aleatoriedade para os casos com presença de homoscedasticidade e com presença de heteroscedasticidade, apresentando dois estatísticas de teste  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$ .

Nos casos de homoscedasticidade, testa-se a hipótese nula, procurando provar se a série segue um processo de passeio aleatório, através da estatística assimpótica  $Z(q)$ , dada pela seguinte expressão:

$$Z(q) = \frac{VR(q)-1}{\sqrt{v(q)}} \xrightarrow{a} N(0,1) \quad (13)$$

onde,

$$v(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)}$$

Nos casos de heteroscedasticidade, testa-se a hipótese nula, procurando provar se a série segue um processo de passeio aleatório, através da estatística assintótica  $Z^*(q)$ , dada pela seguinte expressão:

$$Z^*(q) = \frac{VR(q)-1}{\sqrt{v^*(q)}} \xrightarrow{a} N(0,1) \quad (14)$$

onde,

$$v^*(q) = \sum_{k=1}^{q-1} \left[ \frac{2(q-k)}{q} \right]^2 \frac{\sum_{t=k+1}^{nq} (P_t - P_{t-1} - \hat{\mu})^2 (P_{t-k} - P_{t-k-1} - \hat{\mu})^2}{[\sum_{t=1}^{nq} (P_t - P_{t-1} - \hat{\mu})^2]^2}$$

## 4. Resultados empíricos

### 4.1 Propriedades estatísticas das taxas de rendibilidade

Neste ponto, procura-se analisar o comportamento das taxas de rendibilidade das duas séries em estudo e verificar se essas séries têm características comuns às demais séries financeiras, nomeadamente, a rejeição da normalidade dos dados, com base num conjunto de medidas de estatística descritiva. Para testar a hipótese da normalidade das taxas de rendibilidade, utilizam-se o coeficiente de assimetria, a curtose e o teste de Jarque Bera. Na tabela 1, encontram-se as medidas de estatística descritiva das taxas de rendibilidade diárias.

**TABELA 1**  
**Estatísticas descritivas das taxas de rendibilidade diárias:**  
**Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010**

	PSI - 20	IBEX - 35
Observações	3505	3523
Média	8.04E-05	0,000192
Mediana	0,000343	0,000884
Máximo	0,101959	0,134836
Mínimo	-0,103792	-0,095859
Desvio - Padrão	0,012148	0,015433
Assimetria	-0,280643	0,020709
Curtose	11,65318	8,228683
Jarque - Bera	10981,26	4013,408
JB p-value	0,000000	0,000000

Fonte: Elaboração própria de acordo com os resultados obtidos

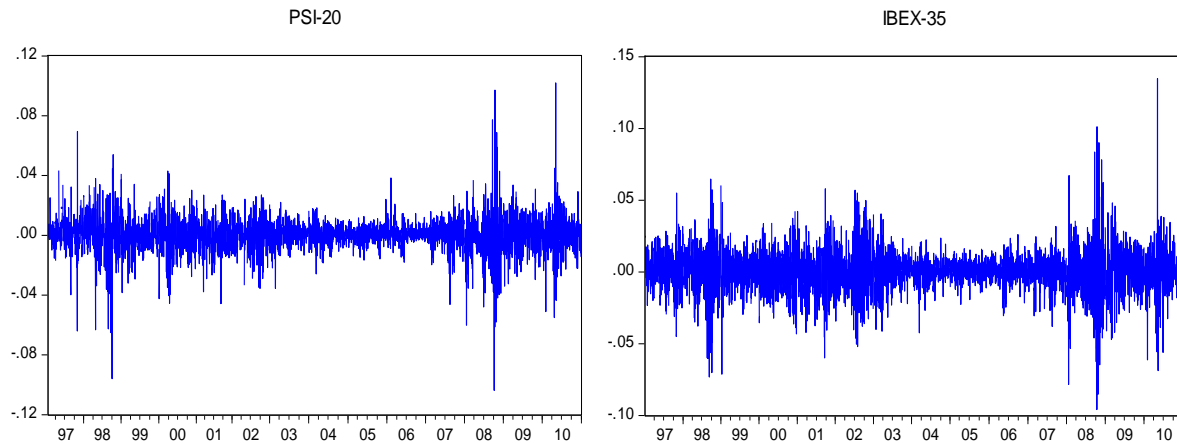
Com base nesta tabela, pode-se constatar que as rendibilidades médias diárias dos dois índices apresentam valores muito próximos de zero. Também é possível deparar que a rendibilidade máxima e mínima do índice PSI20 é de 10.20% e -10.38% respectivamente, e que o índice IBEX35 apresenta rendibilidade máxima de 13.48% e mínima de -9.59%. O desvio padrão da rendibilidade do índice PSI20 é de 1.21% e do índice IBEX35 é de 1.54%, o que permite concluir que o retorno do índice IBEX35 tem uma maior volatilidade do que o retorno do índice PSI20.

Os valores dos coeficientes de assimetria de ambas as séries em estudo são diferentes de zero e a curtose diferente de três, ou seja, apresentam valores estatisticamente diferentes de uma distribuição normal (0 e 3, respectivamente). A partir desses resultados, pode-se concluir que as duas séries apresentam distribuições leptocúrticas (curtose superior a 3) e assimétricas (coeficiente de assimetria diferente de 0). Assim sendo, a partir dos valores do coeficiente da assimetria e da curtose, verifica-se que há indícios da rejeição da hipótese da normalidade das séries. Para confirmar essa rejeição, recorre-se ao teste de Jarque Bera, que é geralmente utilizado nos testes da normalidade. A estatística de Jarque Bera testa a hipótese nula ( $H_0$ ) de que os dados seguem uma distribuição normal. Os valores deste teste são bastante significativos, para as duas séries, com probabilidades iguais a 0.000, o que permite afirmar que as taxas de rendibilidade das duas séries não seguem uma distribuição normal.

De seguida pretende-se verificar se as distribuições das taxas de rendibilidade dos dois índices de acções também evidenciam *clusters* de volatilidade, uma das características comuns às séries financeiras. A partir dos gráficos da figura 4 é possível verificar a presença deste fenómeno, pelo que períodos de baixa volatilidade sucedem-se períodos de elevada volatilidade (sobretudo nos anos de 2008 à 2010), havendo uma tendência de persistência em torno do seu nível médio em certos períodos do tempo.

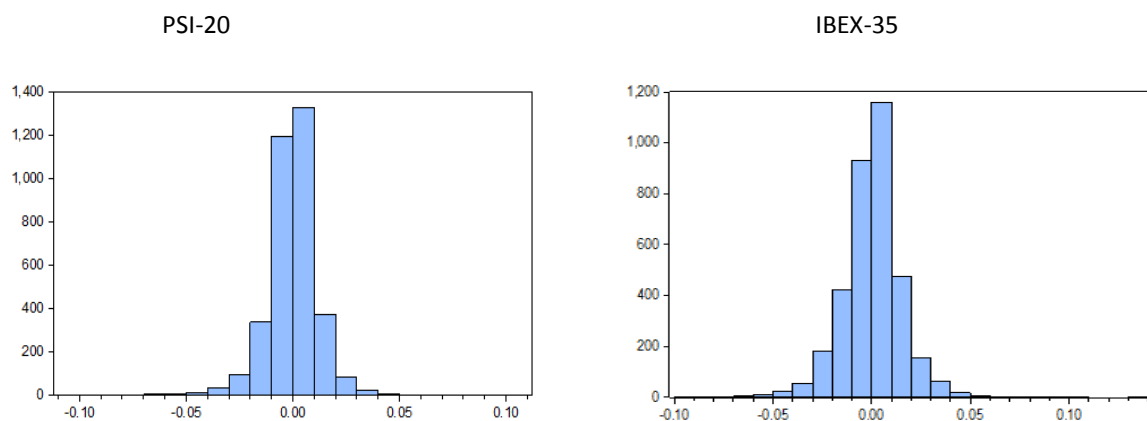


**FIGURA 4**  
**Evolução das taxas de rentabilidade diárias (em %), de**  
**Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010**



A figura 5 ilustra os histogramas das taxas de rentabilidade do índice PSI20 e IBEX35. Com base na análise desses histogramas, pode-se verificar que a hipótese de normalidade é rejeitada para ambas as séries, uma vez que o histograma de uma série com distribuição normal apresenta uma frequência mais alta no centro e decresce gradualmente para as caudas de forma simétrica.

**FIGURA 5**  
**Histograma das taxas de rentabilidade**



A partir das medidas da estatística descritiva e da análise gráfica acima demonstradas<sup>9</sup>, pode-se concluir que as taxas de rendibilidade dos dois índices apresentam características comuns relativamente às demais séries financeiras, das quais evidenciam *clusters* de volatilidade, apresentam distribuições leptocúrticas e assimétricas, pelo que não têm uma distribuição normal.

---

<sup>9</sup> Os gráficos das figuras 5 e 6 foram elaborados com recurso ao *software* estatísticos EVIEWS 7.0.

## 4.2 Teste de correlação linear

A tabela 2 reporta os resultados do teste de autocorrelação dos índices bolsistas PSI-20 e IBEX-35 para o período 1997-2010, na qual são apresentadas os coeficientes de autocorrelação das taxas de rendibilidade.

Considerando as rendibilidades diárias, não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação para o índice bolsista espanhol, pois apenas dois dos primeiros cinquenta coeficientes de autocorrelação são estatisticamente significativos, isto é, significativamente diferentes de zero. Quanto ao índice bolsista português, apesar de se verificar evidências de autocorrelação em seis dos coeficientes, a sua magnitude não é suficientemente grande e significativa para admitir que as taxas de rendibilidade diárias sejam linearmente independentes. Deste modo, pode-se concluir que, no que diz respeito às rendibilidades diárias, os dois mercados apresentam características consistentes com a hipótese de passeio aleatório e de eficiência na forma fraca, pois a dependência linear entre as taxas de rendibilidade não é estatisticamente significativa ou então, apesar de estatisticamente significativa, a sua magnitude é demasiado pequena.

Relativamente às rendibilidades mensais, é rejeitada a hipótese nula de ausência de autocorrelação para os dois índices, na medida em que grande parte dos coeficientes de autocorrelação são estatisticamente significativos, pelo que as rendibilidades são dependentes e potencialmente previsíveis. Por conseguinte, também é declinada a hipótese de aleatoriedade dos preços.

**TABELA 2**  
**Coeficientes de autocorrelação das rendibilidades diárias e mensais: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010**

	PSI-20		IBEX-35	
	<i>Rendibilidades diárias</i>	<i>Rendibilidades mensais</i>	<i>Rendibilidades diárias</i>	<i>Rendibilidades mensais</i>
Observações	3505	168	3523	167
Lag 1	0,100*	0,171*	0,001	0,068**
Lag 2	-0,008	0,029	-0,049**	-0,075**
Lag 3	0,025	0,124*	-0,031	0,082**
Lag 4	0,050**	0,096**	0,031	0,046**
Lag 5	-0,015	0,026	-0,032	-0,088
Lag 6	-0,045	-0,001	-0,021	-0,001
Lag 7	0,034	0,049**	-0,011	-0,005
Lag 8	0,039	-0,011	0,042	0,024
Lag 9	-0,030	0,047**	0,001	0,013
Lag 10	0,001	0,075**	-0,023	0,068**
Lag 20	-0,005	-0,016	-0,032	0,086**
Lag 30	0,041	-0,065**	0,028	-0,001
Lag 40	0,022	-0,044	0,014	-0,008
Lag 50	-0,021	-0,143*	-0,006	-0,095**

*Notas:* \*Estatisticamente significativo ao nível de 1 %, \*\* Estatisticamente significativo ao nível de 5 %.  
 Outros coeficientes estatisticamente significativos (rendibilidades diárias): PSI-20: lags 14, 25, 29 e 35;  
 IBEX-35: lag 35.

### 4.3 Teste de sequências

Os resultados dos testes de sequências estão apresentados na tabela 3, para as rendibilidades diárias e mensais. Para a realização deste teste, utiliza-se a média como ponto de corte para os dois índices bolsistas.

Relativamente às rendibilidades diárias, pode-se constatar que, o valor de  $Z$  é altamente significativo para o índice bolsita português, assumindo um nível de significância de 5%. O valor negativo de  $Z$  implica que o número de sequências observado ( $R$ ) é inferior ao número esperado ( $\mu_R$ ), indicando uma correlação positiva do índice. Portanto, essas evidências rejeitam a hipótese de aleatoriedade e de eficiência do índice PSI-20. Quanto ao índice bolsista espanhol, o valor de  $Z$  não é estatisticamente significativo para um nível de 5%, isto é, que o número real de sequências está próximo do número esperado. Neste caso, a hipótese de passeio aleatório deve ser aceite.

No que diz respeito às rendibilidades mensais, verifica-se que o valor de  $Z$  é significativo para um nível de 5% para os dois índices de ações, pelo que o número de sequências observado é significativamente inferior ao número esperado. Isto significa que os dois índices de ações estão positivamente correlacionadas, o que é inconsistente com a hipótese de passeio aleatório.

TABELA 3

Resultado do teste de sequências: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010

	PSI-20		IBEX-35	
	<i>Rendibilidades diárias</i>	<i>Rendibilidades mensais</i>	<i>Rendibilidades diárias</i>	<i>Rendibilidades mensais</i>
n	3511	167	3522	166
$n_+$	1820	82	1883	82
$n_-$	1691	85	1639	84
R	1621	59	1791	71
$\mu_R$	1754,1	84,473	1753,6	83,990
$\sigma_R$	29,580	6,440	29,527	6,420
Z	-4,500	-3,956	1,268	-2,023
p-value	0,000	0,000	0,205	0,043

*Notas:*  $n_+$  corresponde ao número de rendibilidades acima do ponto de corte;  $n_-$ , o número de rendibilidades abaixo do ponto de corte;  $n$ , o número de observações ( $n_+ + n_-$ ); R, o número de sequências actual ou observado e  $\mu_R$ , o número de sequências esperado. O teste de sequências testa a significância estatística da diferença entre o número de sequências observado e o número de sequências esperado. Se o número de sequências observado for significativamente inferior (superior) ao número de sequências esperado, rejeita-se a hipótese de passeio aleatório e de eficiência de mercado.

## **4.4 Teste de raiz unitária**

### **4.4.1 Teste ADF**

O teste ADF, como já foi referido, testa a hipótese nula da existência de uma raiz unitária, isto é, da não estacionaridade da série. Se a hipótese nula for confirmada, significa que a série em causa não é estacionária, o que é a favor da teoria do passeio aleatório. A tabela 4 reporta os resultados do teste ADF, através do qual se testa a existência de uma raiz unitária e a estacionariedade para as duas séries financeiras. Com base nos resultados obtidos para este teste, pode-se afirmar que, relativamente às rendibilidades diárias, é de rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para ambas as séries, na medida em que a estatística ADF, em módulo, é superior aos valores críticos absolutos, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%. Por conseguinte, as duas séries são estacionárias. Quanto às rendibilidades mensais, apesar dos resultados da estatística ADF, em módulo, serem consideravelmente inferiores em comparação com as rendibilidades diárias, também se rejeita a hipótese nula de existência de uma raiz unitária para as duas séries.

Deste modo, pode-se concluir que há fortes evidências que permitem rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária nos índices bolsistas português e espanhol, isto é, da não estacionaridade dos índices. Isto significa que o comportamento dos preços nesses dois mercados não é consistente com o processo de passeio aleatório.

**TABELA 4**  
**Resultado do teste ADF: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010**

	PSI-20	IBEX-35
<i>Rendibilidades diárias</i>		
Estatística ADF	-53,482	-44,061
Nº. observações	3512	3521
Número lags	7	6
<i>p-value</i>	0,0001	0,0000
<i>critical values 1%</i>	-3,432	-3,432
<i>critical values 5%</i>	-2,862	-2,862
<i>critical values 10%</i>	-2,567	-2,567
<i>Rendibilidades mensais</i>		
Estatística ADF	-10,914	-11,929
Nº. observações	167	0,0000
Número lags	1	0
<i>p-value</i>	0,0000	0,0000
<i>critical values 1%</i>	-3,470	-3,470
<i>critical values 5%</i>	-2,879	-2,879
<i>critical values 10%</i>	-2,576	-2,576

*Notas:*  $H_0$ : existência de uma raiz unitária,  $H_1$ : inexistência de uma raiz unitária (estacionária). Os valores críticos da estatística de teste ADF para os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são -3,432, -2,862 e -2,567, respectivamente. Se o valor da estatística ADF for superior aos valores críticos, significa que a hipótese nula da não estacionaridade é rejeitada.



#### 4.4.2 Teste KPSS

No sentido de confirmar o teste ADF, utiliza-se outro teste de raiz unitária, o teste KPSS. É de referir que, ao contrário do teste ADF que testa a hipótese nula da não estacionaridade, o teste KPSS testa a hipótese nula de estacionaridade.

A tabela 5 reporta os resultados do teste KPSS. Com base nos resultados deste teste, pode-se concluir que, quer para as rendibilidades diárias como para as rendibilidades mensais, não se rejeitam a hipótese nula de estacionaridade para ambas as séries, visto que a estatística LM é inferior aos valores críticos estimados por Kwiatkowski *et al.* (1992), para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, o que vem confirmar os resultados obtidos no teste ADF.

De uma forma geral, pode-se afirmar que os dois testes de raízes unitárias utilizados (teste ADF e KPSS) rejeitam a hipótese de passeio aleatório, o que significa que os dois mercados de acções são ineficientes.

**TABELA 5**  
**Resultado do teste KPSS: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010**

	PSI-20	IBEX-35
<i>Rendibilidades diárias</i>		
Estatística LM	0,216	0,189
<i>Asymptotic critical values</i>		
1%	0,739	0,739
5%	0,463	0,463
10%	0,347	0,347
<i>Rendibilidades mensais</i>		
Estatística LM	0,172	0,158
<i>Asymptotic critical values</i>		
1%	0,739	0,739
5%	0,463	0,463
10%	0,347	0,347

*Notas:*  $H_0$ : inexistência de uma raiz unitária (estacionária),  $H_1$ : existência de uma raiz unitária. Os valores críticos da estatística de teste LM para os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são 0,729, 0,463 e 0,347, respectivamente. Se o valor da estatística LM for superior aos valores críticos, significa que a hipótese nula de estacionaridade da série é rejeitada.

#### 4.5 Teste do rácio de variância

A tabela 6 apresenta os resultados do teste do rácio de variância,  $VR(q)$ , desenvolvido por Lo e MacKinlay (1988), para as cotações diárias e mensais dos dois mercados em estudo. É de referir que, foi utilizada intervalos de desfasamento  $q$  iguais a 2, 4, 8, 16, 32 e 64 dias, para as rendibilidades diárias e 2, 4, 8, 16, 32, 64 meses no caso das rendibilidades mensais. Apresentam-se também os resultados das estatísticas  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$ , que se distinguem devido ao pressuposto de homoscedasticidade ou heteroscedasticidade da série, respectivamente. Para cada intervalo de desfasamento  $q$ , é estimado o valor do rácio de variância,  $VR(q)$ , seguido das estatísticas de testes das hipóteses de homoscedasticidade,  $Z(q)$ , e heteroscedasticidade  $Z^*(q)$ .

Ao observar esta tabela, pode-se constatar que a hipótese nula de passeio aleatório é rejeitada para ambos os mercados, quer para o caso de presença de erros com homocedasticidade quer para o caso de erros com heterocedasticidade. Isto deve-se, pelo facto do rácio da variância,  $VR(q)$ , ser inferior à uma unidade, e pelo facto das estatísticas  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$  serem estatisticamente significativas. Pode-se constatar ainda que, a variância diminui mais do que proporcionalmente com o tempo, existindo assim uma autocorrelação negativa nas rentabilidades.

Com este teste, pode-se concluir que os dois mercados apresentam evidências claras contra o processo de passeio aleatório, sendo mais evidentes para as rendibilidades diárias. Por conseguinte, não se verifica a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca.

TABELA 6

**Resultado do teste rácio de variância, utilizando um  $q = 2, 4, 8, 16, 32$  e  $64$  para dados diários e mensais das duas séries: Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010**

PSI-20				IBEX-35			
q	VR (q)	Z (q)	Z* (q)	q	VR (q)	Z (q)	Z* (q)
<i>Rendibilidades diárias</i>							
2	0,496	(16,032)**	(12,103)**	2	0,489	(16,068)**	(17,035)**
4	0,248	(12,767)**	(11,542)**	4	0,263	(12,385)**	(15,180)**
8	0,127	(9,382)**	(10,658)**	8	0,160	(8,922)**	(12,521)**
16	0,074	(6,688)**	(9,113)**	16	0,135	(6,700)**	(9,553)**
32	0,064	(4,524)**	(7,158)**	32	0,187	(4,008)**	(6,638)**
64	0,073	(3,228)**	(5,358)**	64	0,312	(2,368)**	(4,168)**
<i>Rendibilidades mensais</i>							
2	0,551	(3,506)**	(4,434)**	2	0,574	(3,242)**	(3,023)**
4	0,270	(3,047)**	(4,189)**	4	0,313	(2,795)**	(3,050)**
8	0,137	(2,278)*	(3,661)**	8	0,135	(2,227)*	(2,958)**
16	0,060	(1,667)	(3,104)**	16	0,086	(1,581)	(2,436)*
32	0,026	(1,193)	(2,327)*	32	0,067	(1,114)	(1,860)*
64	0,009	(0,848)	(1,666)	64	0,056	(0,787)	(1,368)

*Notas:*  $Z(q)$  representa a estatística de teste sob a hipótese de homoscedasticidade dos incrementos aleatórios dos preços e  $Z^*(q)$  representa a estatística de teste sob a hipótese de homoscedasticidade dos incrementos aleatórios dos preços. As estatísticas  $Z(q)$  e  $Z^*(q)$  reportam valores negativos entre parêntesis. A hipótese nula, pela qual uma série segue um processo de passeio aleatório, exige que o rácio de variância, VR (q), seja igual a uma unidade.

\*Rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 5 %. \*\*Rejeição da hipótese nula para um nível de significância de 1 %.

**TABELA 7**  
**Sumário dos resultados dos testes efectuados**

*Hipótese de eficiência mercado*

	PSI-20		IBEX-35	
	<i>Rendibilidades diárias</i>	<i>Rendibilidades mensais</i>	<i>Rendibilidades diárias</i>	<i>Rendibilidades mensais</i>
<i>Teste correlação linear</i>	Suportada	Rejeitada	Suportada	Rejeitada
<i>Teste sequências</i>	Rejeitada	Rejeitada	Suportada	Rejeitada
<i>Teste raiz unitária:</i>				
- <i>Teste ADF</i>	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada
- <i>Teste KPSS</i>	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada
<i>Teste rácio variância</i>	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada

## 5. Conclusão

A principal motivação deste trabalho consistiu em testar a hipótese de eficiência de mercado, na forma fraca, dos dois principais índices de acções do mercado de capitais ibérico, o índice de acções português (PSI-20) e o índice de acções espanhol (IBEX-35), durante o período de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2010. Para o efeito, utilizou-se uma metodologia baseada num conjunto de testes de eficiência: teste de correlação linear, teste de sequências, teste de raiz unitária através do teste ADF e KPSS e teste do rácio de variância, com o auxílio dos softwares estatísticos EVIEWS 7.0 e SPSS 17.0.

Os resultados reportam evidências mistas. Apesar da hipótese de passeio aleatório ser suportada pelo teste de correlação linear, para as rendibilidades diárias dos dois índices de acções, e pelo teste de sequências para as rendibilidades diárias em relação ao IBEX-35, pode-se, no entanto, verificar que existem fortes evidências em rejeitar esta hipótese. Por conseguinte, a hipótese de eficiência na forma fraca acaba por não se confirmar nestes dois mercados. Os resultados destes testes, ao rejeitarem a hipótese de eficiência, encetam a possibilidade de distorções no processo de formação dos preços, isto é, enviesamento entre o preço de mercado e o seu preço de equilíbrio e, por outro lado, a possibilidade de poderem existir oportunidades de arbitragem por parte dos investidores e dos agentes dos mercados financeiros em geral.

Em suma, apesar da inclusão do PSI-20 e IBEX-35 no âmbito dos índices dos mercados mais desenvolvidos, e apresentarem características próximas e similares daquelas que se encontram reunidas nos mercados de maior maturidade, como a transparência e liquidez, pode-se concluir que ainda subsistem ineficiências nestes dois mercados de acções, pelo que as rentabilidades diárias destes dois índices de acções podem ser potencialmente previsíveis.

## 6. Referências bibliográficas

Akintoye, I. (2008), “Efficient Market Hypothesis and Behavioural Finance: A Review of Literature”, *European Journal of Social Sciences*, Vol. 7, No 2, pp. 7-17.

Al-Jafary, M. (2011), “Testing the Weak-Form Efficiency of Bahrain Securities Market”, *Journal of Finance and Economics*, 72, pp. 1450-2887.

Borges, M. R. (2008), “Efficient market hypothesis in European Stock Markets” *Working Papers* 20, *Departament of Economics, Technical University of Lisbon*, pp. 2-19.

Campbell, J. Y.; Lo, A. W. e MacKinlay, A. C. (1997), “The Econometrics of Financial Markets”. *Princeton University Press, Princeton*.

Curto, J. J. Dias, (2002b), “Contributos para o desenvolvimento da Teoria Financeira”, *Revista Portuguesa e Brasileira de Gestão*, Vol. 1, No 2.

Dias, J. C.; Lopes, L.; Martins, V. e Benzinho, J. M. (2002), “Efficiency Tests in the Iberian Stock Markets”, *ISCAC Working Paper*, pp. 1-12.

Fama, E. F. (1965), “The Behavior of Stock Market Prices”, *Journal of Business*, 38, pp. 34-105.

Fama, E. F. (1970), “Efficient capital markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, 25 (2), pp. 383-417.

Fama, E. F. (1991), “Efficient Capital Markets: II”, *The Journal of Finance*, 46 (5), pp. 1575-1617.

Hamid, K.; Suleman, M; Shah, S. e Akash, R. (2010), “Testing the Weak form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Asia-Pacific Market”, *Journal of Finance and Economics*, 58, pp. 1450-2887.

Liu, C. Y. e He, J. (1991), “A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates”, *Journal of Finance*, 46 (2), pp. 773-785.

- Lo, A. W. e MacKinlay, A. C. (1988), "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies*, 1, pp. 41-66.
- Malkiel, B. G. (2003), "The Efficient Market Hypothesis and Its Critics", *Princeton University Working Paper*, No 91, pp. 2-38.
- Sleider, M. e Rom, W. (1997), "A historical Analysis of Market Efficiency: Do Historical Returns Follow a Random Walk?", *Journal of Financial and Strategic Decisions*, Vol. 10 (2), 49-57.
- Smith, G.; Jefferis, K. e Ryoo, H (2002), "African stock markets: multiple variance ratio tests of random walks", *Applied Financial Economics*, 12, pp. 475-484.
- Squalli, J. (2005), "Are the UAE Financial Markets Efficient?", *Zayed University Working Paper No. 05-01*.
- Worthington, A. e Higgs, H. (2004a), "Random Walks and Market Efficiency in European Equity Markets", *Global Journal of Finance and Economics*, 1(1), pp. 59-78.
- Worthington, A. e Higgs, H. (2004b), "Tests of Random Walks and Market Efficiency in Latin American Stock Markets: An empirical Note", *School of Economics and Finance Discussion Working Paper N° 157*, pp. 2-12.
- Yalama, A. e Çelik, S. (2008), "Financial Market Efficiency in Turkey: Empirical Evidence from Toda Yamamoto Causality Test", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 13, pp. 1450-2275.